

**В. В. Харемза, Ю. С. Харин, С. Б. Макарова,
В. И. Малюгин, А. С. Гурин, Ю. В. Раскина**

О моделировании экономик России и Беларуси на основе эконометрической модели LAM-3¹

Статья посвящена описанию результатов эконометрического моделирования российской и белорусской экономик на основе методологии LAM-3. Модель LAM-3 представляет собой последнюю разработку из серии моделей LAM (Long-run Adjustment Model), предназначенных для квартального моделирования и прогнозирования экономик стран Восточной Европы. Обсуждаются принципы организации моделей серии LAM-3 и проблемы, связанные с построением LAM-моделей для переходных экономик России и Беларуси. Приводится описание разработанного программного обеспечения GIRAF, предназначенного для построения и использования моделей серии LAM-3, а также результатов оценки точности прогнозов для LAM-моделей экономик России и Беларуси.

Одним из традиционных подходов к исследованию экономик рыночного типа является подход, основанный на использовании эконометрических моделей ([Bodkin R. G., et al. (1991)] и [Handbook on Applied Econometrics (1999)]). Достоинством данного подхода, является то, что эконометрические модели, основываясь на моделях и закономерностях экономической теории, придают им количественную форму выражения. Это делает эконометрические модели не только доступными для практического применения, но и позволяет проверять их адекватность на основе реальных данных. При этом эконометрические модели могут использоваться для решения достаточно широкого круга задач исследования, включая анализ причинно-следственных связей между экономическими переменными, прогнозирование значений экономических переменных, построение и выбор вариантов (сценариев) экономической политики на основе имитационных экспериментов с моделью. В последние годы эконометрическое моделирование все активнее используется исследователями стран СНГ [Макаров В. Л. и др. (2001); Харин Ю. С. и др. (2003); Малюгин В. И. и др. (2005); Харин Ю. С. и др. (2004)] для анализа как отдельных важнейших макроэкономических показателей, так и групп взаимосвязанных показателей национальной экономики. Однако по-прежнему остается актуальной задача разработки эконометрической модели национальной экономики в целом. При разработке такой модели представляется важным учет опыта эконометрического моделирования переходных экономик «нового типа», к числу которых относят экономики стран Центральной и Восточной Европы. Созданные к настоящему времени модели указанных переходных экономик можно отнести к категории малых эконометрических моделей [Economics in transition (1997)]. Такие модели являются, как правило, квартальными и предна-

¹ Результаты исследований получены при финансовой поддержке программы INTAS в рамках проекта № 03-51-3714 «Nonstationary multivariate and nonlinear econometric models: theory and applications».

значены для решения задач краткосрочного и среднесрочного прогнозирования, а также для оценки влияния экономической политики и «шоковых» воздействий на важнейшие макроэкономические показатели. В основе многих моделей лежит «механизм коррекции ошибок» [Engle R. F., Granger C. W. J. (1987)]. Модели, допускающие так называемую коррекцию ошибок, позволяют использовать информацию о долгосрочной равновесной зависимости (*long-run equilibrium relationships*) между совместно анализируемыми нестационарными (коинтегрированными) временными рядами в виде коинтеграционных соотношений при моделировании стационарных краткосрочных (однопериодных) изменений (*short-run relationships*) анализируемых переменных. Традиционно используемый для построения моделей коррекции ошибок подход Йохансена [Johansen S. (1996)], предполагает линейность коинтеграционных соотношений, а также постоянство параметров модели. В случае переходной экономики оба эти предположения могут нарушаться вследствие структурных изменений, обусловленных происходящими в переходный период процессами приватизации, либерализации и реструктуризации. Другим препятствием для достижения приемлемой точности оценивания параметров модели, а, следовательно, и тестирования адекватности с помощью традиционных методов могут быть типичные для переходных экономик короткие временные ряды значений используемых экономических переменных.

Все это обуславливает необходимость разработки эконометрических моделей с зависящими от времени параметрами коррекции ошибок относительно нелинейных зависимостей, для оценивания которых применяются методы, в меньшей степени зависящие от объема имеющихся данных. К числу указанных моделей относятся модели переходных экономик стран Восточной Европы серии LAM (*Long-run Adjustment Model*). Подробное экономикоматематическое описание модели LAM-3 дается в работах [Charemza W. W., Strzala K. (1997); Charemza W. W., et al. (2002)].

В данной статье описываются следующие основные результаты исследований: принципы организации моделей переходных экономик серии LAM-3; краткое экономическое обоснование данной модели и проблемы, связанные с ее построением для переходных экономик; разработанное программное обеспечение для построения и использования LAM-3, а также результаты, связанные с оценкой возможности использования разработанных моделей национальных экономик.

1. Принципы организации моделей переходных экономик серии LAM-3

Изначально модель LAM была разработана в Центре макроэкономических и финансовых данных (*Macroeconomic and Financial Data Center*) университетов Гданьска (Польша) и Лейстера (Великобритания) для моделирования и прогнозирования восточно-европейских экономик в переходный период. Ранние версии модели (LAM-CS-1 и LAM-PL-1) были построены в 1993 году для экономик Чехословакии и Польши и использовались для моделирования процессов приватизации. Модели серии LAM-2 начали использоваться с 1993 года для поквартального прогнозирования важнейших макроэкономических показателей Чехии, Эстонии, Венгрии, Латвии, Литвы, Польши, Словакии, Румынии [Charemza W. W., Strzala K. (1997)].

Основным недостатком модели LAM-2 было отсутствие уравнений, описывающих показатели потребления и инвестиций. Это не позволяло обеспечить замкнутость модели на основе тождества распределения доходов и приводило к эвристическому способу моделирова-

ния валового внутреннего продукта (ВВП) в основном на основе промышленного роста. В моделях серии LAM-3 [Charemza W. W., et al. (2002)] помимо устранения данного недостатка, сделаны некоторые другие изменения в структуре модели. В частности, линейный механизм коррекции ошибок (*error correction mechanism*) заменен на билинейный (*bilinear correction mechanism*). Однако в целом принципы организации модели и ее назначение сохранились и состоят в следующем.

1. *Малый размер модели.* Модель LAM-3 является малой квартальной эконометрической моделью, предназначенной для анализа и краткосрочного (до одного года) прогнозирования важнейших макроэкономических показателей, включая: показатели инвестиций, доходов и потребления, индекс потребительских цен, заработную плату, занятость в государственном и частном секторах экономики, безработицу, спрос на деньги, промышленное производство, импорт, экспорт и ВВП.

2. *Управляемость и простота сопровождения модели,* возможность корректировки и обновления при поступлении новых данных.

3. *Сохранение структуры модели.* Модели LAM для различных национальных экономик имеют одинаковую структуру. Это условие означает, что модели для различных стран отличаются только значениями параметров и включают: всего уравнений и тождеств — 25; из них долгосрочных зависимостей (*long-run relationships*) — 4; краткосрочных зависимостей (*short-run relationships*) — 21, в том числе: 9 тождеств и 12 стохастических уравнений (7 из которых включают билинейные компоненты).

4. В основе LAM-3 лежит модель билинейной векторной авторегрессии (*Bilinear Vector Autoregressive model — BiVAR*).

Проиллюстрируем свойство билинейности на примере простейшей модели авторегрессии с билинейным компонентом:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t u_{t-1} + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

где для момента времени t :

y_t — значение анализируемого макроэкономического показателя (эндогенной переменной);

x_t — значение объясняющей (экзогенной) переменной или фактора;

u_t — случайная ошибка наблюдения, обусловленная действием не включенных в модель факторов.

Коэффициенты α , β_1 , β_2 являются неизвестными параметрами модели и подлежат оцениванию по эмпирическим данным $\{y_t, x_t\}$, собранным в течение T последовательных моментов времени ($t = 1, 2, \dots, T$). β_2 является коэффициентом при билинейном компоненте модели (1), представляющем собой произведение значения фактора в текущий момент времени на значение случайной ошибки наблюдения для предыдущего момента времени. Уравнение (1) допускает следующее эквивалентное представление:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + (\beta_1 + \beta_2 u_{t-1}) x_t + u_t. \quad (2)$$

Уравнение (2) можно рассматривать как модель со случайными, изменяющимися во времени коэффициентами при объясняющих переменных (факторах). Таким образом, введение

билинейных компонентов позволяет при поступлении новых данных осуществлять коррекцию параметров модели и, в том числе, учитывать структурные изменения в параметрах модели без введения дополнительных «фиктивных переменных» [Айвазян С. А., Мхитарян В. С. (1998); Peel D., Davidson J. (1998); Charemza W. W. (2000); Enders W. (1995)].

Опишем на примере зависимости двух переменных другой тип модели с билинейным компонентом, используемый в LAM. Пусть y_t , x_t — два нестационарных интегрированных первого порядка временных ряда, связанных коинтеграционным соотношением

$$y_t = \theta x_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

где $(1, -\theta)$ — нормализованный коинтегрирующий вектор, а ε_t — стационарный случайный процесс, описываемый билинейной моделью

$$\varepsilon_t = (\beta_1 + \beta_2 u_{t-1}) \varepsilon_{t-1} + u_t, \quad (4)$$

в которой u_t — процесс «белого шума» с дисперсией σ^2 . Стационарность (4) достигается выполнением условия $\beta_1^2 + \beta_2^2 \sigma^2 < 1$ [Granger C., Andersen A. (1978)]. Тогда, представление для модели (3) в форме коррекции ошибок содержит билинейный компонент и имеет вид:

$$\Delta y_t = \theta \Delta x_t + (y_{t-1} - \theta x_{t-1})(\beta_1 - 1 + \beta_2 u_{t-1}) + u_t.$$

5. *Априорное предположение о коинтегрированности временных рядов.* Предположение о коинтегрированности нестационарных временных рядов в долгосрочных зависимостях модели предполагается априорно и не тестируется в процессе построения модели.

6. *Идентификация модели осуществляется с помощью процедуры стохастической оптимизации.* Используется процедура многократно повторяющихся статистических «угадываний» (*Repetitive Stochastic Guesstimation — RSG*), которая требует априорного задания начальных значений и интервалов изменений для всех параметров модели [Charemza W. W. (2000)].

7. *Для оценки качества построенной модели используется анализ откликов моделируемых показателей на импульсные «шоковые» воздействия (Impulse Response Analysis — IRA)* [Enders W. (1995)]. Данный анализ позволяет оценить устойчивость построенной модели к «шоковым» внешним воздействиям на ключевые экономические переменные.

2. Экономические основания модели LAM-3

Эмпирическое моделирование экономик стран Центральной и Восточной Европы, и, в частности, стран бывшего Советского Союза, в течение длительного времени представляет трудную задачу. После перехода к рыночным реформам и рыночной экономике основной акцент в построении эконометрической модели стал делаться на моделирование и интерпретацию нелинейных краткосрочных отклонений от долгосрочных равновесных состояний, а также на аспектах эмпирической работы с данными, которые представлены короткими временными рядами, и, кроме того, часто не очень надежны.

Общепринятой является точка зрения, что в период приватизации и перехода к рыночной экономике, структурные изменения принимают сложную форму адаптации к некоторому равновесному состоянию в долгосрочном периоде. Природа динамики такого рода процессов и аналогичных процессов, соответствующих периоду плановой экономики, различна. Дополнительная трудность заключается в том, что идентификация долгосрочных равновесных соотношений на основе коротких серий временных данных, весьма затруднительна.

Исследуемая здесь модель LAM-3 содержит четыре долгосрочных (коинтеграционных) соотношения. Долгосрочное уравнение для потребления непосредственно основывается на подходе Кейнса, состоящего в том, что в долгосрочном периоде эластичность потребления по доходу равна единице. Долгосрочное соотношение для выпуска и занятости получено в результате оптимизации в рамках концепции нереформируемой рабочей силы в условиях олигополистической конкуренции. Концепция нереформируемой рабочей силы тесно связана с характером приватизации в странах Восточной Европы. Хорошо известно [Terdik G. (1999); Ananov A. (1995); Basu S., et al. (1997); Blanchard O. (1994)], что особенно на ранних этапах перестройки экономики некоторые отрасли, в частности, тяжелую промышленность, сельское хозяйство, особенно трудно реформировать. Таким образом, под нереформируемой рабочей силой в исследуемой модели понимается рабочая сила в секторах, которые трудно поддаются реструктуризации. Кроме того, следуя [Burda M.C. (1997)], мы предполагаем, что в условиях олигополии в краткосрочном периоде функция затрат не может быть оптимизирована для нереформируемой рабочей силы.

Последнее, четвертое, долгосрочное уравнение спроса на деньги может быть специфицировано в виде:

$$m_t - p_t^* = (1 - \alpha_1)m_t - \alpha_2 y_t - \alpha_3 exr_t - \alpha_0,$$

где m_t — спрос на деньги; p_t^* — потребительские цены в долгосрочном периоде; y_t — выпуск; exr_t — обменный курс (все переменные в логарифмах), при этом ожидается, что коэффициент α_2 отрицательный. Равенство $\alpha_1 = 1$ означает нейтральность денег в долгосрочном периоде. Неравенство $\alpha_1 \neq 1$ помогает идентифицировать две стадии экономических преобразований: период финансовой либерализации, сопровождающейся высокой инфляцией ($\alpha_1 > 1$, *the negative non-neutrality of money*), и период финансовой стабилизации ($\alpha_1 < 1$, *the positive non-neutrality of money*), когда в результате быстрого процесса приватизации и недостаточной развитости финансовых инструментов рост номинальной денежной массы обгоняет рост цен (например, [Roland G. (1994); Lipton D., Sachs J. (1990)]).

Основным в определении краткосрочной динамики модели LAM-3 является спецификация соотношения между ценами и заработной платой. В целом, предполагается, что цены и заработная плата устанавливаются в рамках несовершенной конкуренции в условиях олигополии (например, [Lane T. D. (1992)]). Равновесная заработная плата устанавливается в рамках несовершенной конкуренции в зависимости от производительности и конкурентоспособности, а инфляция определяется движением монетарных агрегатов и избыточной заработной платой (*wage surprises*). Однако в LAM-3 олигополистическая сила фирм и профсоюзов предполагается неравной, и возможна до некоторой степени свободная конкуренция в установлении заработной платы.

3. Проблемы, связанные с построением моделей LAM-3 переходных экономик

Проблемы, связанные с построением моделей серии LAM-3 для переходных экономик России и Беларуси, обусловлены как особенностями этих экономик, так и достаточно жесткими ограничениями, накладываемыми на структуру и технологию построения данных моделей. Основные проблемы при этом можно сформулировать следующим образом.

1. *Малая длина временных рядов.* При построении LAM-3 для российской и белорусской экономик использовались квартальные данные за период с I квартала 1996 года (в силу существенной специфики макроэкономических процессов в более ранний период развития национальных экономик стран СНГ, а также меньшей надежности соответствующих статистических данных по ряду макроэкономических показателей) по IV квартал 2004 года. Таким образом, максимальная длина временных рядов на стадии идентификации модели равна 36 квартальным значениям ($T = 36$). Общее число используемых в модели переменных (включая сезонные фиктивные переменные) равно 41. Число неизвестных параметров при этом равно 112. Следовательно, на один параметр приходится, примерно, 13 наблюдений. Однако если принимать во внимание структурные изменения модели, типичные для переходных экономик, то фактическое число наблюдений на каждый параметр модели оказывается существенно меньше.

2. *Особенности подготовки и представления данных органами официальной статистики.* К числу таких особенностей можно отнести «пропуски», изменение методик исчисления и представления значений для некоторых экономических переменных. Необходимость использования значений экономических переменных в виде квартальных временных рядов приводит в ряде случаев к проблеме выбора соответствующего преобразования имеющихся в официальных источниках месячных или годовых значений экономических переменных.

3. *Необходимость экспертного задания значений некоторых экономических переменных.* Примером таких переменных являются индекс использования производственных мощностей (*capacity utilization index* — CUI), коэффициент снижения объема выпуска в «нереформированном» секторе экономики, число самозанятых и др.

4. *Учет особенностей конкретной экономики в рамках жестко определенной структуры модели.* Предположение о постоянстве структуры LAM-3 для различных экономик, позволяет учитывать специфику конкретной экономики только за счет различий в значениях параметров моделей. Эта возможность использовалась в рамках настоящего исследования при построении национальных версий LAM-3 посредством задания нулевых значений некоторым параметрам модели (т. е. посредством исключения из уравнений незначимых факторов).

5. *Необходимость априорного задания начальных значений и начальных интервалов значений параметров в рамках процедуры стохастической оптимизации RSG (Repetitive Stochastic Guesstimation).* Проблема задания указанных начальных значений решалась двумя способами:

- 1) использовались априорные экономически обоснованные значения параметров, устанавливаемые экспертным образом;
- 2) использовались статистические оценки параметров, найденные с помощью двухшагового метода наименьших квадратов (МНК).

Заметим, что первый способ достаточно трудоемкий, поскольку требует перебора значительного числа вариантов, хотя и обеспечивает (при определенных ограничениях на алгоритм корректировки значений параметров в рамках процедуры RSG) получение оценок параметров со знаками, ожидаемыми в соответствии с экономическими предположениями

исследователя. Второй способ является более простым с технической точки зрения, однако не исключает получение значений параметров, знаки которых противоречат априорным экономическим предположениям.

6. *Ограниченный набор средств для тестирования модели в процессе ее построения с помощью процедуры стохастической оптимизации RSG.* Процедура RSG не предполагает проверку статистических гипотез о значимости параметров, а также использование других тестов и тестовых статистик, которые традиционно используются для анализа адекватности модели при оценивании параметров эконометрических моделей с помощью МНК либо его обобщений. Это затрудняет оценку адекватности построенной модели. Использование процедуры RSG предполагает лишь оценку устойчивости модели для найденного с помощью RSG набора значений параметров. Для этой цели используется анализ откликов эндогенных переменных на импульсные «шоковые» воздействия (процедура IRA — *Impulse Response Analysis*). «Шоковые» воздействия осуществляются с определяемой исследователем величиной импульса на выбранную им экономическую переменную, в заданный момент времени и на заданную продолжительность.

4. Программное обеспечение для построения и использования LAM-3

При построении моделей LAM-Rus для российской экономики, LAM-Bel для белорусской экономики использовалось специально созданное в Белорусском государственном университете программное обеспечение GIRAF (*Guesstimation, Impulse Response Analysis and Forecasting*). Программа GIRAF предназначена для построения и использования моделей LAM-3 переходных экономик.

Основные возможности программы GIRAF обусловлены традиционно используемой для построения моделей серии LAM технологией и обеспечивают решение следующих задач:

- идентификация модели с помощью процедуры стохастической оптимизации RSG;
- тестирование устойчивости модели на основе анализа откликов на импульсные «шоковые» воздействия (процедура IRA);
- прогнозирование эндогенных переменных на основе стохастических краткосрочных зависимостей (*short-run relations*).

Дополнительные возможности программы GIRAF:

- автономное и совместное оценивание уравнений модели с помощью двухшагового МНК с возможностью использования соответствующих тестов и тестовых статистик для проверки статистической значимости параметров и адекватности модели в целом;
- задание значений экзогенных переменных с помощью процедур сглаживания и экстраполяции с учетом сезонных изменений временных рядов.

Перечисленные выше дополнительные возможности обеспечивают использование традиционных для разработки многомерных эконометрических моделей методов оценивания, тестирования адекватности и задания значений экзогенных переменных.

5. Идентификация и оценка возможности использования моделей LAM-Rus и LAM-Bel

В рамках проведенного исследования осуществлена идентификация моделей LAM-Rus и LAM-Bel для экономик России и Беларуси. Модели отличаются значениями параметров, которые оцениваются по данным национальных экономик с помощью программы GIRAF. Оценивание моделей осуществлялось в два этапа: на первом этапе использовалась двухшаговая процедура МНК, а на втором этапе — процедура «гесстимации» [Charemza W. W. (2000)]. В качестве начальных значений параметров при этом используются найденные на первом этапе МНК-оценки параметров. Приведем краткое описание построенных моделей, а также результатов оценки возможности использования модели для построения прогнозов совместно анализируемых макроэкономических показателей национальных экономик. В табл. 1 приводится описание всех используемых в моделях экономических переменных.

Таблица 1

Описание используемых переменных

Переменная	Описание
<i>bdef</i>	Относительный бюджетный дефицит (<i>govexp/goinc</i>)
<i>conpi</i>	Индекс потребительских цен, нарастающим итогом к IV кварталу 1995 года
<i>consi</i>	Расходы домашних хозяйств на конечное потребление, суммарные за квартал, постоянные цены
<i>consp</i>	Расходы на конечное потребление, суммарные за квартал, постоянные цены
<i>cui</i>	Коэффициент использования производственных мощностей
<i>defgdp</i>	Дефлятор ВВП, нарастающим итогом к IV кварталу 1995 года
<i>expr</i>	Объем экспорта, суммарный за квартал, постоянные цены
<i>exrat</i>	Официальный обменный курс национальной валюты к доллару США
<i>gdp</i>	Реальный ВВП, постоянные цены
<i>govexp</i>	Государственные расходы, суммарные за квартал, текущие цены
<i>govinc</i>	Государственные доходы, суммарные за квартал, текущие цены
<i>imp</i>	Объем импорта, суммарный за квартал, постоянные цены
<i>incd</i>	Располагаемый доход, текущие цены
<i>incres</i>	Нетрудовые доходы, текущие цены
<i>inct</i>	Валовой доход населения, суммарный за квартал, постоянные цены
<i>indsp</i>	Объем промышленной продукции, постоянные цены
<i>intr</i>	Ставка рефинансирования, среднее за квартал
<i>invg</i>	Государственные инвестиции, суммарные за квартал, постоянные цены
<i>invi</i>	Негосударственные инвестиции, суммарные за квартал, постоянные цены
<i>invtr</i>	Инвестиции в основной капитал, суммарные за квартал, постоянные цены

Переменная	Описание
<i>lab</i>	Общее число занятых, среднее за квартал
<i>labn</i>	Нереформируемая занятость
<i>labs</i>	Число самозанятых, среднее за квартал
<i>lcost</i>	Стоимость рабочей силы, постоянные цены
<i>mon</i>	Денежный агрегат M0 на конец периода, текущие цены
<i>mon2</i>	Денежный агрегат M2 на конец периода, текущие цены
<i>monres</i>	Денежные остатки (M2 – M0), текущие цены
<i>mor</i>	Доля занятых по совместительству от общего числа занятых
<i>nunr</i>	Не зарегистрированная безработица
<i>popw</i>	Экономически активное население, среднее за квартал
<i>pren</i>	Индекс цен на электроэнергию, нарастающим итогом
<i>rflow</i>	Коэффициент снижения объема выпуска в «нереформируемом» секторе экономики
<i>taxr</i>	Средняя ставка налогов на физических лиц
<i>tssr</i>	Средняя ставка налогов на социальное страхование
<i>unr</i>	Уровень безработицы, среднее за квартал
<i>wagn21</i>	Среднемесячная зарплата, постоянные цены
<i>wagn22</i>	Среднемесячная зарплата, текущие цены
<i>wprice</i>	Мировой индекс цен, нарастающим итогом

Источники данных (значений переменных из табл. 1):

Республика Беларусь: Бюллетень банковской статистики. Минск: НБ РБ, 2000–2005; Статистический бюллетень. Минск: Министерство статистики и анализа РБ, 1995–2005; Квартальные расчеты валового внутреннего продукта. Минск: Министерство статистики и анализа РБ, 2000–2005; Расходы и доходы населения в Республике Беларусь. Минск: Министерство статистики и анализа РБ, 2000–2005; О работе народного хозяйства. Минск: Министерство статистики и анализа РБ, 1999–2005; Баланс денежных доходов и расходов населения. Минск: Министерство статистики и анализа РБ, 2000–2005;

Российская Федерация: Российский статистический ежегодник. 2005. Стат. сборник. М.: Росстат, 2005; Социальное положение и уровень жизни населения России. 2005. Стат. сборник. М.: Росстат, 2005; Инвестиции в России. 2005. Стат. сборник. М.: Росстат, 2005; Демографический ежегодник России, 2005. Стат. сборник. М.: Росстат, 2005; Краткосрочные экономические показатели Российской Федерации. М.: Росстат, 1998–2005. Ежемесячное издание; Социально-экономическое положение России. М.: Росстат, 1998–2005. Ежемесячное издание.

Уравнения моделей в приведенном виде представлены в табл. 2. Подробное описание уравнений дается в [Charemza W. W., Strzala K. (1997); Charemza W. W., et al. (2002)].

Для оценивания параметров моделей LAM-3 экономик России и Беларуси использовались квартальные данные с I квартала 1996 года по II квартал 2004 года. Значения переменных за III и IV кварталы 2004 года использовались для оценки прогностической способности модели.

Уравнения модели ЛАМ-3 в приведенной форме

№	Уравнение	Тип уравнения
Долгосрочные зависимости (long-run relationships)		
1	$gdplr = L(cui, gdplr, intr, labelr, lcost, pren, q1, q2, q3)$	LR
2	$labelr = L(cui, lab, labn, rflow)$	LR
3	$conpilr = L(exrat, gdp, mon, q1, q2, q3)$	LR
4	$consilr = L(conpi, incd)$	LR
Краткосрочные зависимости (short-run relationships)		
5	$gdp = consi + invi + expr - imp + govexp / defgdp + rsgdp$	RS
6	$consi = BL(conpi, consi, consilr, incd, intr, mon2, q1, q2, q3)$	S
7	$govinc = L(inct, taxr)$	S
8	$bdef = govexp / govinc$	I
9	$invt = invg + invi$	I
10	$consp = govexp / defgdp - invg + rsconsp$	RS
11	$invi = BL(cui, gdp, gdplr, intr, invi, lcost, q1, q2, q3)$	S
12	$imp = BL(cui, exrat, gdp, gdplr, gdpsa, imp)$	S
13	$expr = L(expr, exrat, gdp, lcost, wprice)$	S
14	$indsp = BL(gdp, gdplr, imp, indsp, q1, q2, q3)$	S
15	$mon = BL(conpi, incd, intr, mon)$	S
16	$mon2 = mon + monres$	I
17	$lcost = (1 + taxr) \times (1 + tssr) wagn / conpi + rslcost$	RS
18	$conpi = BL(conpi, exrat, intr, mon2, q1, q2, unr)$	S
19	$pren = L(pren, wprice)$	S
20	$defgdp = L(conpi)$	S
21	$wagn21 = BL(conpi, gdp, gdplr, lab, labn, unr, wagn, wagn21)$	S
22	$wagn22 = L(conpi, gdp, lab, wagn22)$	S
23	$inct = conpi \times lab \times lcost + rsinct$	RS
24	$incd = inct \times (1 + taxr) + incres + rsincd$	RS
25	$lab = popw \times (1 - unr - nunr + mor) - labs$	I

Условные обозначения в табл. 2: $L(\cdot)$ — линейная по параметрам функция; $BL(\cdot)$ — уравнение, содержащее билинейные компоненты; переменные, начинающиеся с символов rs соответствуют остаткам, обусловленным статистическим расхождением в балансовых соотношениях; а переменные, заканчивающиеся символами lr , моделируются в соответствии с долгосрочными (*long-run*) зависимостями; указатели типа уравнения: LR — долгосрочные зависимости; S — стохастические уравнения, I — тождества, RS — тождества, включающие rs -остатки; $q1, q2, q3$ обозначают разности $q1 = Q1 - Q4, q2 = Q2 - Q4, q3 = Q3 - Q4$, где $Q1, Q2, Q3, Q4$ — сезонные фиктивные переменные.

Для иллюстрации прогностической способности моделей в качестве характеристики точности прогнозов использовалась средняя абсолютная ошибка прогноза в процентах (*Mean Absolute Percentage Error* — *MAPE*):

$$MAPE = \frac{1}{T} \sum_{t=T+1}^{T+\tau} \left(\left| \frac{Z_t - Y_t}{Y_t} \right| \right) \times 100\%,$$

где Z_t , Y_t — соответственно прогнозные и фактические значения переменной для момента (периода) времени $t \in \{T+1, \dots, T+\tau\}$, τ — горизонт прогнозирования. Ошибки прогноза вычислялись для каждой переменной отдельно и для всех переменных вместе (среднее арифметическое значение) по одному ($\tau = 1$) и двум кварталам ($\tau = 2$).

Модель LAM-Bel. Средняя ошибка прогноза, рассчитанная по всем прогнозируемым на основе краткосрочных зависимостей переменным модели (всего 21 переменная) за два квартала оказалась равной 6,71%. В табл. 3 приводятся фактические и прогнозные значения, а также ошибки прогноза для некоторых основных экономических переменных.

Таблица 3

Оценки точности прогнозов для модели LAM-Bel

Значение	Квартал 2004 года						Средняя ошибка прогноза, %
	III			IV			
	Факт	Прогноз	Ошибка прогноза, %	Факт	Прогноз	Ошибка прогноза, %	
<i>gdp</i>	97,73	99,14	1,42	98,73	103,22	4,35	2,89
<i>consi</i>	60,41	55,72	8,43	51,21	53,58	4,42	6,42
<i>bdef</i>	1,15	0,95	21,04	1,02	1,09	6,06	13,55
<i>inv</i>	21,19	22,21	4,63	27,17	28,04	3,10	3,86
<i>invi</i>	15,16	16,19	6,35	19,51	20,38	4,26	5,31
<i>imp</i>	71,70	72,06	0,50	71,99	85,34	15,64	8,07
<i>expr</i>	59,23	62,68	5,50	58,25	64,35	9,47	7,49
<i>indsp</i>	22,92	24,10	4,89	24,39	26,50	7,98	6,43
<i>conpi</i>	125,78	126,28	0,40	141,85	132,57	7,00	3,70
<i>wagn22</i>	368,23	369,00	0,21	411,35	399,33	3,01	1,61
<i>mon</i>	1131,87	1189,20	4,82	1381,92	1257,60	9,88	7,35
<i>mon2</i>	4532,75	4590,07	1,25	5117,86	4993,60	2,49	1,87
<i>lcost</i>	13,29	13,24	0,40	12,87	13,77	6,54	3,47
<i>govinc</i>	4813,69	5826,30	17,38	6648,54	6245,70	6,45	11,91
Средняя ошибка прогноза			5,52			6,48	6,00

Средняя ошибка прогноза для рассматриваемых переменных за два квартала равна 6%, причем имеется некоторое снижение точности при увеличении горизонта прогнозирования с 5,52% в первом прогнозном периоде до 6,48% во втором периоде.

Рисунок 1 иллюстрирует процесс тестирования устойчивости модели Lam-Bel с помощью процедуры анализа откликов на импульсные «шоковые» воздействия (*Impulse Response Analysis* — *IRA*). Импульсное воздействие было осуществлено в периоде $t = 30$ (II квартал 2003 года) в уравнении для переменной *expr*. Величина импульса равнялась одному стандартному отклонению временного ряда остатков для данного уравнения (рис. 1 а). Анализ откликов на данное воздействие со стороны остальных эндогенных переменных показал, что наиболее чувствительными к нему оказались переменные *imp*, *indsp* и *gdp*.

На рис. 1 б–г начиная с момента «шокового» воздействия, можно видеть отклонение графика временного ряда от наблюдаемого временного ряда значений соответствующей переменной (на рисунках наблюдаемый (реальный) временной ряд отмечен символом *R*). На всем остальном временном диапазоне эти графики совпадают. Уравнения для всех остальных переменных проявили устойчивость к данному «шоковому» воздействию в этом численном примере.

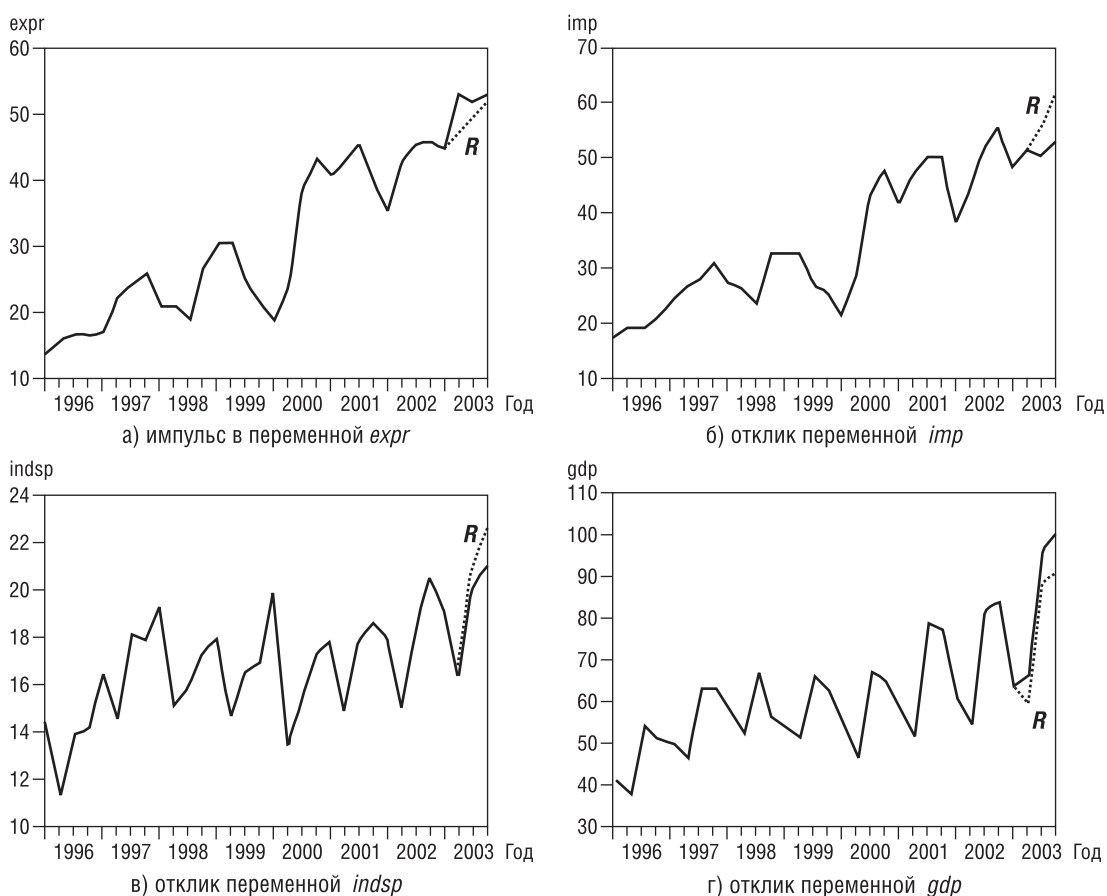


Рис. 1. Тестирование устойчивости модели Lam-Bel с помощью процедуры анализа откликов на импульсные «шоковые» воздействия

Модель LAM-Rus. В табл. 4 приводятся результаты оценивания модели LAM-3 для России (все показатели рассчитаны аналогично показателям в табл. 3).

Таблица 4

Оценки точности прогнозов для модели LAM-Rus²

Значение	Квартал 2004 года						Средняя ошибка прогноза, %
	III			IV			
	Факт	Прогноз	Ошибка прогноза, %	Факт	Прогноз	Ошибка прогноза, %	
<i>gdp</i>	534,52	569,98	6,64	509,64	521,55	2,34	4,49
<i>consi</i>	302,66	332,66	9,92	327,16	343,30	4,93	7,42
<i>bdef</i>	0,79	0,88	10,78	0,97	0,98	0,85	5,82
<i>inv</i>	111,31	111,61	0,27	139,57	136,13	2,46	1,37
<i>invi</i>	91,27	92,77	1,65	113,05	111,81	1,10	1,37
<i>imp</i>	150,68	158,20	4,99	154,02	152,25	1,15	3,07
<i>expr</i>	234,21	224,72	4,05	242,99	199,79	17,78	10,92
<i>indsp</i>	342,69	360,36	5,16	339,61	346,95	2,16	3,66
<i>conpi</i>	6,77	8,21	21,24	7,00	5,56	20,54	20,89
<i>wagn22</i>	6,03	6,63	9,94	6,60	7,60	15,14	12,54
<i>mon</i>	1290,60	1439,76	11,56	1332,70	1001,11	24,88	18,22
<i>mon2</i>	3657,90	3947,73	7,92	3939,90	3707,58	5,90	6,91
<i>lcost</i>	3,81	3,16	17,01	4,03	5,00	23,94	20,48
<i>govinc</i>	1431,20	1303,25	8,94	1571,70	1384,40	11,92	10,43
Средняя ошибка прогноза			8,58			9,65	9,11

В среднем прогнозы для Беларуси более точные, чем для России. Это не удивительно, особенно если принять во внимание разницу в размерах экономик, а также большую степень государственной регулируемости экономики Беларуси, чем экономики России. Основной причиной того, что прогноз для России в среднем хуже, чем для Беларуси, являются значительные ошибки при прогнозировании потребительского сектора. Существенные ошибки наблюдаются при прогнозировании потребления (переоценка для III квартала 2004 года и недооценка в следующем квартале) и заработной платы (переоценка). Тем не менее, в обеих странах прогноз для реального ВВП более точен, чем для его составляющих. В частности, значительные ошибки наблюдаются в прогнозировании экспорта (хотя для России и Беларуси ошибки имеют противоположные знаки — в прогнозе переоценивается реальное значе-

² Авторы благодарят Ю. Вымятинину за помощь при построении прогноза для модели LAM-Rus.

ние в случае Беларуси и недооценивается для России) и правительственных доходов. Интересно отметить, что для обеих стран прогноз на III квартал 2004 года в среднем лучше, чем на IV квартал 2004 года. Этот факт вызывает удивление, потому что обычно статистические данные на конец года более аккуратны, чем в середине года. Таким образом, качество статистических данных в этом случае не является определяющим фактором. Причиной подобной (совместной) ошибки, здесь могут являться некоторые общие экономические циклы, которые недостаточно хорошо учитываются сезонными фиктивными переменными, введенными в модель. В среднем, для обеих стран прогнозы переоценивают реальные значения, особенно для III квартала 2004 года.

Подход, который широко используется для оценивания качества прогноза эконометрической модели, заключается в своего рода сравнении этого прогноза с некоторым другим. В простейшей ситуации оценка качества прогноза проводится на основе теста на «превалирование прогноза» (*forecast encompassing test*) по отношению к простейшему «наивному» прогнозу на основании случайного блуждания [Layard R., et al. (1991); Chong Y. Y., Hendry D. F. (1986)]. Тест заключается в оценивании регрессии ошибок прогноза (в предположении случайного блуждания) на прогноз, полученный в рамках модели, а именно:

$$\Delta y_i = \alpha + \beta_{t-1} y_i^f + e_i, \quad (5)$$

где $\Delta y_i = y_{i,t} - y_{i,t-1}$ — ошибка «наивного» прогноза, сделанного в момент времени $t-1$ на момент t , для i -й переменной;

${}_{t-1} y_i^f$ — прогноз (для i -й переменной) модели, сделанный в момент времени $t-1$ на момент t ;

α и β — регрессионные коэффициенты;

e_i — ошибки регрессии.

Коэффициенты уравнения (5) оцениваются методом наименьших квадратов. При достаточно общих предположениях [Layard R., et al. (1991)] можно показать, что предельное распределение t -отношения Стьюдента существует и является стандартным нормальным. Значимость коэффициента β означает, что прогноз модели «превалирует» (*encompass*) над «наивным» прогнозом. Другими словами, в нашем случае, это означает, что прогноз, построенный при помощи модели LAM-3, содержит некоторую дополнительную информацию, по сравнению с «наивным» прогнозом.

Результаты описанного выше теста «*forecast encompassing*» для моделей LAM-3 для Беларуси и России следующие.

Для модели LAM-Bel (t -статистика приведена в скобках под оценкой коэффициента):

$$\Delta y_i = -24,33 + 0,23 {}_{t-1} y_i^f + \hat{e}_i, \quad R^2 = 0,854. \quad (6)$$

(−0,41) (8,38)

Для модели LAM-Rus:

$$\Delta y_i = -6,29 + 0,08 {}_{t-1} y_i^f + \hat{e}_i, \quad R^2 = 0,910. \quad (7)$$

(−0,81) (10,99)

В уравнениях (6), (7) t -статистики Стьюдента для коэффициента β статистически значимо отличаются от нуля. Это подтверждает гипотезу о том, что для обеих стран LAM-прогнозы

превосходят «наивный» прогноз случайного блуждания. Интересно отметить, что коэффициент R^2 в уравнениях (6) и (7) необычно высок для такого рода тестов. Это означает, что объем дополнительной информации, содержащейся в моделях LAM-3, по сравнению с «наивным» прогнозом, статистически значим.

Выводы и направления дальнейших исследований

В данной статье с помощью единой методологии разработаны квартальные эконометрические модели LAM-Rus для экономики России и LAM-Bel для экономики Беларуси, позволяющие строить прогнозы динамики важнейших макроэкономических показателей и количественно оценивать различные сценарии экономической политики. Для построения этих моделей используется специально разработанное программное обеспечение GIRAF. Получены оценки точности прогнозирования макроэкономических показателей с помощью построенных моделей, показывающие практическую полезность моделей LAM-Rus и LAM-Bel.

Полученные в статье результаты позволяют наметить перспективные направления дальнейших эконометрических исследований.

- Разработка специальных методов для статистического оценивания параметров моделей LAM-3; реализованный в пакете прикладных программ GIRAF метод RSG целесообразно исследовать по точности вместе с другими альтернативными методами, например, байесовским и бутстрэп-методом.
- Целесообразно разработать модели для других стран СНГ на базе методологии LAM-3; в настоящее время ведутся работы по построению подобной модели для экономики Украины.
- Представляется полезным разработать на базе LAM-3 «межстрановую» модель — общую для экономик трех стран — России, Беларуси и Украины. «Межстрановая» модель может использоваться для проведения экспериментальных исследований, целью которых является оценка влияния «шоковых» внешних воздействий, а также воздействий со стороны одной из моделируемых экономик на основные макроэкономические показатели других стран. Примерами таких исследований могут быть, во-первых, оценка влияния процессов приватизации и глобализации, а также девальвации денежной единицы для одной из рассматриваемых стран на ВВП, общие инвестиции, уровень цен и т. д. в других странах; во-вторых, оценка влияния роста цен на энергоносители и основные макроэкономические показатели трех стран; оценка последствий валютного объединения России и Беларуси для этих стран и др.

Литература

- Айвазян С. А., Мхитарян В. С. Прикладная статистика и основы эконометрики. М.: ЮНИТИ, 1998.
- Макаров В. Л., Айвазян С. А., Борисова С. В., Лакалин Э. А. Эконометрическая модель экономики России для целей краткосрочного прогноза и сценарного анализа // *Препринт # WP/2001/121*. М.: ЦЭМИ РАН, 2001.
- Малюгин В. И., Пранович М. В., Мулин Д. Л., Калечиц Д. Л. Система эконометрических моделей для анализа, прогнозирования и оценки вариантов денежно-кредитной политики // *Исследования банка*. 2005. № 2.

Харин Ю. С., Малюгин В. И., Пранович М. В., Мурин Д. Л. Система эконометрических моделей для прогнозирования и оценки вариантов денежно-кредитной политики // *Белорусский экономический журнал*. 2003. № 3.

Харин Ю. С., Малюгин В. И., Харин А. Ю. Эконометрическое моделирование. Мн.: БГУ, 2004.

Ananьев A. New Tendencies in Employment During the Transition to the Market Economy // *Problems of Economic Transition*, 38. 1995.

Basu S., Estrin S., Svejnar J. Employment and Wage Behaviour in Industrial Enterprises in Transition Economies: the Cases of Poland and Czechoslovakia // *Economics of Transition*, 5. 1997.

Blanchard O. Transition in Poland // *Economic Journal*, 104. 1994.

Bodkin R. G., Klein L. R., Marwah K. A History of Macroeconometric Model-Building. Aldershot: Edward Elgar, 1991.

Burda M. C. Structural change and unemployment in Central and Eastern Europe: some key issues // *Discussion Paper*. № 977. Centre for Economic Policy Research. London, 1997.

Charemza W. W. Guesstimation // *Journal of Forecasting*. 2000. № 21.

Charemza W. W. Large Econometric Models of the Centrally Planned Economy: A Critique of the Methodology // *Economic Modelling*, 8. 1991.

Charemza W. W., Makarova S., Parkhomenko V. LAM modelling of Eastern European economies: Methodology, EU accession and privatisation // *Proceedings of the conference EcoMod2002 on Policy Modelling*. Brussels, 2002.

Charemza W. W., Strzala K. Long-run adjustment models for Eastern European economies in transition: general description. MFDC, Gdansk-Leicester, 1997.

Chong Y. Y., Hendry D. F. Econometric Evaluation of Linear Macro-Economic Models // *Review of Economic Studies*. Vol. 53. 1986.

Economics in Transition and the World Economy // *Europäischer Verlag der Wissenschaften* / Ed. by W. Welfe. Frankfurt, Berlin: Peter Lang, 1997.

Enders W. Applied Econometric Time Series. John Wiley & Sons Inc., 1995.

Engle R. F., Granger C. W. J. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // *Econometrica*. Vol. 55. 1987. № 2.

Granger C., Andersen A. An introduction to bilinear time series models. Gottingen: Vandenhoeck & Ruprecht, 1978.

Handbook on Applied Econometrics // *Macroeconomics*. Vol. 1 / Ed. by M. H. Pesaran, M. R. Wickens. Blackwell Publishers Ltd., 1999.

Johansen S. Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. 2nd Ed. Oxford: Oxford University Press, 1996.

Lane T. D. Inflation stabilization and economic transformation in Poland: the first year // *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* / Ed. by A. H. Melzer, C. Plosser. Amsterdam: North-Holland, 1992.

Layard R., Nickell S., Jackman R. Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market. Oxford: Oxford University Press, 1991.

Lipton D., Sachs J. Creating a Market Economy in Eastern Europe: the Case of Poland // *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990.

Peel D., Davidson J. A Non-linear Error Correction Mechanism Based on the Bilinear Model // *Economics Letters*, 58. 1998.

Roland G. On the Speed and Sequencing of Privatisation and Restructuring // *Economic Journal*, 104. 1994.

Terdik G. Bilinear Stochastic Models and Related Problems of Nonlinear Time Series Analysis. N. Y.: Springer, 1999.